

Statisztikai Szemle

Közzététel: 2020. december 10.

A tanulmány címe:

A gazdasági növekedés és a szén-dioxid-kibocsátás kapcsolatának vizsgálata a környezeti Kuznets-görbével

Szerző:

NÉMETH-DURKÓ EMILIA, a Budapesti Corvinus Egyetem tanársegédje

E-mail: durko.emilia@uni-corvinus.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2020.12.hu1366>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c.) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 98. évfolyam 12. számában megjelent, Németh-Durkó Emilia által írt, 'A gazdasági növekedés és a szén-dioxid-kibocsátás kapcsolatának vizsgálata a környezeti Kuznets-görbével' című tanulmány (link csatolása)*”

7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Németh-Durkó Emilia

A gazdasági növekedés és a szén-dioxid-kibocsátás kapcsolatának vizsgálata a környezeti Kuznets-görbével*

Economic growth and carbon emissions: investigating the environmental Kuznets curve hypothesis

NÉMETH-DURKÓ EMILIA, a Budapesti Corvinus Egyetem tanársegédje
E-mail: durko.emilia@uni-corvinus.hu

A tanulmány a környezeti Kuznets-görbe-hipotézis tesztelésével vizsgálja a gazdasági növekedés emissziós következményét. A szerző az idősorok eltérő integráltsági rendje miatt általános autoregresszív osztott késleltetett (autoregressive distributed lag, ARDL) modellt alkalmaz. Ennek eredményeként rövid és hosszú távon is elérte Magyarország azt a kritikus jövedelmi szintet, amely felett a gazdasági növekedés nem fokozza a szén-dioxid- (CO_2 -) kibocsátást. Az alapmodell fordított U-alakú, míg az energetikai, pénzügyi és demográfiai makrofolyamatokkal bővített modell fordított N-alakú görbét ír le; ez utóbbit az impulzusválasz-függvények is igazolják. A CO_2 -kibocsátást a villamosenergia-felhasználás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség is jelentősen befolyásolja. A varianciadekompozíció szerint az emisszió alakulásában a gazdasági növekedésnek és a villamosenergia-felhasználásnak van legnagyobb szerepe.

TÁRGYSZÓ: környezeti Kuznets-görbe-hipotézis, gazdasági növekedés, károsanyag-kibocsátás

The study examines the emission consequences of economic growth by testing the environmental Kuznets curve hypothesis. To overcome the difference in the integrated orders of time series, autoregressive distributed lag models are used to test cointegration. The results confirm both short and long term that Hungary has reached a threshold income level above which economic growth does not increase carbon emissions. The basic model identifies the inverse U-shaped, while the model extended with energetic, financial, and demographic macro processes identifies the inverse N-shaped curve, which is also confirmed by impulse response functions. Carbon emissions are significantly affected by electricity use, urbanisation, and financial development. According to variance decomposition, economic growth and electricity consumption play the largest role in carbon emissions.

KEYWORD: environmental Kuznets curve hypothesis, economic growth, carbon emissions

* A tanulmány alapjául szolgáló kutatást az Innovációs és Technológiai Minisztériuma által meghirdetett Tématerületi Kiválósági Program 2020 – Intézményi Kiválóság Alprogram támogatta, a Budapesti Corvinus Egyetem „Pénzügyi és Lakossági Szolgáltatások” című tématerületi programja (TKP2020-IKA-02) keretében.

Az elmúlt évtizedekben a nemzetközi környezetvédelmi szervezetek folyamatos erőfeszítéseket tettek annak érdekében, hogy a termelésben a gazdaságnövekedési és a károsanyag-kibocsátási szempontok együttes figyelembevételére ösztönözzék a gazdasági szereplőket. Kutatások is igazolják, hogy e két folyamat nem választható el egymástól, és a kapcsolat kétirányú természete sem vitatott. Nemcsak a gazdasági növekedés hat a környezet állapotára, hanem a környezeti mutatók is befolyásolhatják egy gazdaság növekedését, hiszen elképzelhető, hogy a célértékek csak a gazdaság visszafogott teljesítménye mellett érhetők el. Ezért mindkét folyamat „élharcosainak” érdeke, hogy a növekedés és a környezetszennyezés kapcsolatát megértsék, illetve összehangolják a gazdasági és a környezeti célokat. Az eredmények új megvilágításba helyezhetik az országok fejlődési szakaszainak és jövedelemszintjeinek CO₂-kibocsátás-csökkentésével kapcsolatos hosszú távú döntéseit.

A környezeti Kuznets-görbe alkalmas arra, hogy az egy főre jutó jövedelem és egy környezeti indikátor – általában a CO₂-kibocsátás – kapcsolatát vizsgálja. Az elmúlt évek intenzív gazdasági növekedése Magyarországon is előtérbe helyezte e folyamat környezeti hatásának kérdését. Hazánk környezeti Kuznets-görbét nem ismerjük, csak országcsoportok között találjuk néhány egyszerűbb modellben. Miután egy korábbi tanulmányunkban alaposan feltérképeztük a környezeti Kuznets-görbe szakirodalmát (Németh-Durkó [2019]), jelen írás célja egyrészt a magyarországi környezeti Kuznets-görbe hipotézisének empirikus tesztelése, valamint olyan folyamatok, mint például a gazdasági növekedés, az energiafogyasztás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség interakciójának elemzése, illetve azok jelenbeli és jövőbeli CO₂-kibocsátásra gyakorolt hatásának feltérképezése. A korábbi tanulmányokhoz képest módszertani újításunk, hogy ARDL-modellt alkalmazunk, amely lehetővé teszi rövid távú idősorokon is megbízható elemzés készítését. Figyelembe vesszük a magyarországi urbanizációs sajátosságokat, ezért ezek hatását a nemzetközi szakirodalmaktól eltérő változóval mérjük. Több modellt kipróbálunk a hatások feltérképezésére, és az eredmények megbízhatóságát vizuális stabilitástesztel vizsgáljuk.

Simon Kuznets [1955] hipotézise egy jól ismert makroökonómiai elméletben gyökerezett, és környezetvédelmi értelmezése csak mintegy fél évszázaddal később született meg, majd robbanásszerűen terjedt el a környezet-gazdaságtanban. Kuznets hipotézise eredetileg a gazdasági egyenlőtlenségeket és az iparilag kevésbé fejlett országok iparosodásának folyamatát vizsgálta. Feltételezte, hogy az ipar fejlődése meghozza a nemzeti jövedelem emelkedését, és minél fejlettebb az ipar, annál nagyobb lesz a nemzeti jövedelem. Az elmélet szerint ez a jövedelem a társadalmi rétegek között egyenlőtlenül oszlott el, és a jövedelmi egyenlőtlenségek kialakulását,

megerősödését eredményezte. Kuznets megfigyelte, hogy ez a kedvezőtlen állapot csak ideiglenes, és egy bizonyos jövedelmi szint elérése fordulópontot eredményez, amely után a jövedelmi különbségek mérséklődnek, és onnantól kezdve a további gazdasági növekedés csökkenti azokat.

Valamennyi nemzetnek célja túljutni a fordulóponton, mert annak elérése a gazdasági növekedés hozadékaként a jövedelmi egyenlőtlenségeket külön erőfeszítések nélkül csökkenti. Erre magyarázat *Tóth–Benkő* [2018] értelmezésében, hogy az iparosodás elején az országokon belül egyenlőtlenül eloszló növekedésből fakadó haszon, a technológiai előny egy szűkebb körben összpontosul, majd a termelékenység javulása révén idővel a növekvő foglalkoztatásra és a bérekre gyakorolt hatás eljut az alsóbb jövedelmi kategóriákhoz is, csökkentve ezt az egyenlőtlenséget. *Stiglitz* [2012] Nobel-díjas közgazdász „The Price of Inequality” (Az egyenlőtlenség ára) című könyvének középpontjában szintén az egyenlőtlenségi folyamatok elemzése áll, és megállapítása szerint a jelentős egyenlőtlenségek elkerülése azért kívánatos, mert az a gazdasági hatékonyság rovására megy és a termelékenység csökkenéséhez vezethet.

Kuznets fordított U-alakú görbéjének környezeti hatással kapcsolatos kiterjesztését először *Grossman–Krueger* [1995] publikálták. Úttörő kutatásuk felfedte, hogy az egy főre jutó jövedelem emelkedése az alacsony jövedelmű országokban a levegő kén-dioxid- és füsttartalmát növeli, míg a magasabb jövedelmű országokban csökkenti. A környezet állapotára a jövedelmi szint eltérő befolyásoló szerepét azonosították. A jelenségre magyarázatként szolgált, hogy a posztindusztriális gazdaság különböző (mezőgazdasági, szolgáltatási) szektorainak eltérő a szennyezési intenzitása, amely képes a gazdasági fejlődés folyamán „jó” irányba változni. A környezeti Kuznets-görbére igazolták, hogy a gazdaság fejlődésével kezdetben növekvő környezetszennyezés figyelhető meg, majd a fordulópont után, a görbe következő szakaszában további fejlődés mellett visszaesik a szennyezés.

A tanulmány 1. fejezetében a Kuznets-görbe környezet-gazdaságtani létjogosultságát és szakaszainak sajátosságait mutatjuk be, és a szakirodalmi eredményeket foglaljuk össze, különös tekintettel a kelet-közép-európaiakra és a Magyarországot érintőkre. A 2. fejezetben a modellt és az adatokat, a 3. fejezetben a környezeti Kuznets-görbe hipotézisének magyarországi teszteredményeit ismertetjük. Végül a 4. fejezetben következtetéseink olvashatók.

1. A környezeti Kuznets-görbe sajátosságai

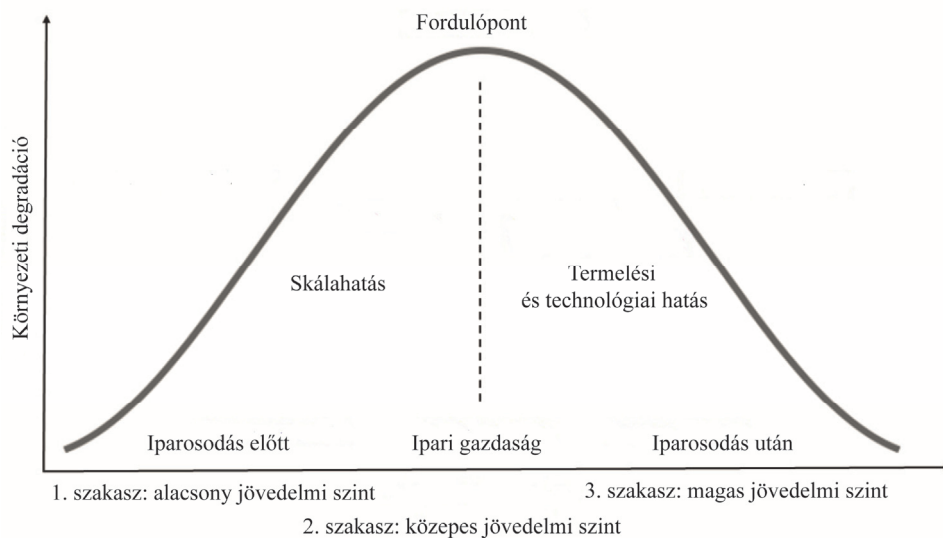
A környezeti Kuznets-görbe elmélete szerint a környezet szennyezése nélkül nincs gazdasági növekedés. A fordított U-alak a növekedés és szennyezés kapcsola-

tának közismert formája; jelen fejezetünkben kitérünk arra is, hogy a görbe többféle alakjának háttérében milyen okok és más folyamatok húzódnak. A szakirodalmi összefoglaló az európai eredményeket mutatja be.

1.1. A környezetszennyezés szükségsszerű

A gazdasági fejlődés a skála-, a termelési szerkezet- és a technológiahatás egymást követő szakaszai révén befolyásolja a károsanyag-kibocsátást. Ha a gazdaság szerkezete vagy technológiája a jövedelem növekedése mellett nem változik, akkor a gazdaság méretének tiszta növekedése a szennyezés és egyéb káros környezeti hatások növekedéséhez vezet (Stern [2003]). Az 1. ábrán a környezeti Kuznets-görbe növekvő jövedelmi szint mellett mutatja a károsanyag-kibocsátás alakulását.

1. ábra. A környezeti Kuznets-görbe illusztrációja
(Illustration of the environmental Kuznets curve)



Forrás: Saját szerkesztés Sarkodie–Strezov [2018] és Mitić–Kresoja–Minović [2019] alapján.

A gazdasági fejlődés és a környezetminőség javítása egymással eredendően ellentétes cél, ami a skálahatásból adódik. Az iparosodás előtt álló gazdaságok gazdasági fejlődésének exponenciális növekedése során, jellemzően alacsony jövedelem mellett, több környezetszennyező anyag keletkezik. A jövedelem 1 százalékos emelkedése – ceteris paribus – 1 százalékos növekedést eredményez a környezetszennyezésben.

Ha nincs változás az input-output arányban vagy a technológiában, akkor a növekedés és szennyezés arányosan következik be (*Stern* [2003], *Andreoni–Levinson* [2001]). A skáláhatás azt mutatja, hogy amennyiben a termelési folyamatban több erőforrást használnak, akkor az az emisszió szintjét növeli (*Dinda* [2004], *Borghesi* [1999]).

A környezeti Kuznets-görbe második szakaszában stagnál a környezeti degradáció, majd a harmadik szakaszban a gazdasági növekedéssel egyidejűleg kezdetét veszi a károsanyag-kibocsátás csökkenése. Ekkor a termelési és technológiai hatás érvényesül, amikor kellően magas jövedelem mellett a gazdasági növekedés javítja a környezet állapotát. A környezeti degradáció emelkedő tendenciája akkor torpan meg és kezd el esni, amikor strukturális változás következik be, vagyis a gazdaság átáll az energiaigényes működésről a szolgáltatás- vagy tudásalapú, technológiaalapú működésre (*Grossman–Krueger* [1995]). A paradigmaváltás (a hagyományos és a szennyezésintenzív technológiákról a modern technológiákra váltás) javítja a környezeti minőséget, miközben a gazdasági fejlődést is ösztönzi. A magas jövedelmű, fejlett országok hajlamosak a tisztább környezetet magas életszínvonaluk és megnövekedett nemzeti vagyonuk kifejezőjeként értelmezni (*Grossman–Krueger* [1995], *Sarkodie–Strezov* [2018]).

A környezeti Kuznets-görbe fordított U-alakja alapvető formája a gazdasági növekedés és a károsanyag-kibocsátás közötti kapcsolat értelmezésének, melynek eredménye a fejlettségi és a szennyezési szakaszok szétválása. Mindez kellően magas jövedelmi szint elérésére ösztönzi a gazdaságokat. A jövedelmi fordulópont elérésének megvalósulásához szükségszerűen meg kell előznie a hatékony, gazdaságos és környezetbarát termelést egy olyan monoton növekedési szakasz, amelyben – még ha csak átmenetileg is – a környezeti mutatók romlása várható. *Beckerman* [1992] volt az első közgazdászok egyike, aki azzal érvelt, hogy a gazdasági növekedés fokozása a leggyorsabb módja annak, hogy környezetbaráttá váljon a gazdasági fejlődés.

1.2. Nem csak a fordított U-alak létezik

A tanulmányok a környezeti Kuznets-görbe fordulópontjának keresésekor legtöbbször a fordított U-alakú görbét vizsgálják – mint az előző fejezetben láthattuk –, azonban a környezeti Kuznets-görbe hipotézisének modellje alkalmassá tehető a gazdasági növekedés és a károsanyag-kibocsátás újabb jövedelmi sokk utáni hatásának felderítésére is. Az N-alakú és fordított N-alakú görbék egy újabb jövedelmi sokk környezeti hatását reprezentálják, amely fokozhatja vagy mérsékelheti is a károsanyag-kibocsátást.

Egy ország fejlettségi állapotától és a termelés környezeti hatásaitól függően több esetet különböztetünk meg, amelyek a görbe alakjának megfelelően más-más alhipotézis teljesülésére utalnak. A környezeti Kuznets-görbe valamennyi felvehető

alakjairól részletesen *Sarkodie–Strezov* [2018] tanulmányában olvashatunk, jelen alfejezet rövid példák bemutatásával ad ezekről összefoglalót.

Monoton növekvő kapcsolatot találtak *Roca* [2003] és *Perman–Stern* [2003] kutatási eredményükben, miszerint a gazdasági növekedés – intenzitása révén – fokozottan környezetszennyező hatású. Ilyen például Ghána monoton növekvő görbéje, amelyből az ország iparosodás előtti szakaszára következtethetünk (*Sarkodie–Strezov* [2018]). Ez azt jelenti, hogy a gazdasági növekedés a vele egyenesen arányosan emelkedő környezeti szennyezést hozza magával: több termelés több környezet-szennyezéssel jár. *Gale–Mendez* [1998] ezzel ellentétes, monoton csökkenő kapcsolatot írnak le, amely az ipari hanyatlást sejteti.

Panayotou [1997] és *Dinda* [2004] azonosították az U-alakot, amely az emelkedő jövedelem hatására a környezetszennyezés újbóli felélénkülésére utal. A fordított U-alak ennél gyakoribb, Magyarországra is ez jellemző a szakirodalmak szerint (*Armenau et al.* [2018], *Atici* [2009], *Kasman–Duman* [2015], *Lazăr–Minea–Purcel* [2019]), de Franciaországra (*Iwata–Okada–Samreth* [2010], *Tajvanra Chen* [2011]), Pakisztánra (*Nasir–Rehman* [2011]) vagy épp Ausztráliára (*Moosa* [2017]) is a görbe ezen formája érvényes. Például Ausztrália posztindusztriális helyzetében paradigmaváltással, valamint strukturális változásokkal az erősen energia-igényes és különösen az intenzív CO₂-kibocsátású iparágakról áttért a szolgáltatásokra és az információtechnológiai iparágakra; továbbá a környezettudatosság, a technológiai fejlődés, a szigorú környezetvédelmi előírások az energaintenzitás csökkenését hozták.

A görbe teljes formáját az N-alak és a fordított N-alak fedi le, amelyek vizsgálatára *Torras–Boyce* [1998], *Cole–Elliot* [2003], valamint *Gangadharan–Valenzuela* [2001] és *Harbaugh–Levinson–Wilson* [2002] tettek kísérletet. A kevésbé gyakori N-alak például az Egyesült Államokra teljesül, amely jelzi, hogy a környezeti állapotromlás egy bizonyos jövedelemszint felett ismét fokozódik. A szennyezés növekvő tendenciájának visszatérése az amerikai gazdaság kezdeti és második szakasza között összekapcsolható a technológiai fejlődés és az innováció kimerülésével, valamint a szigorú szennyezési politikák és rendeletek enyhítésével (*Sarkodie–Strezov* [2018]), de jele lehet a szakpolitikai szabályozás elégtelenségének is (*Özokcu–Özdemir* [2017]).

A fordított N-alak szerint a környezeti állapotromlás a jövedelem bizonyos szintre növekedése után ismét csökkenni kezd, amiből arra következtethetünk, hogy a gazdasági növekedésből a környezet is profitál. A fordított U-alak azonosítása után köbös modellt használva *Culas* [2012] fordított N-alakú görbét kapott.

Mint az előbbieken rámutattunk, a hipotézis fordított U-alakú értelmezése csak egy lehetőség a sok közül, amely leírja a gazdasági növekedés és a károsanyag-kibocsátás közötti interakciót. A szakirodalmakban olvashatunk monoton növekedésről és csökkenésről, az U-alakról, valamint az N- és a fordított N-alakról is. E modellek különböző formulákat eredményező törvényszerűségeinek ismerete fontos a megfelelő szakpolitikák és stratégiai tervek kialakításához.

1.3. Mi befolyásolhatja még a károsanyag-kibocsátást?

A szakirodalomban számos szerző vizsgálta a fordított U-alakú környezeti Kuznets-görbe helytállóságát; egyesek homogén országcsoportokat tanulmányoztak (például *Iwata–Okada–Samreth* [2011], *Dogan–Seker* [2016], *Jebli–Youssef* [2016] és *Shahbaz et al.* [2017] az OECD [Organisation for Economic Co-operation and Development – Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet] tagállamait, illetve más fejlett országokat, *Heidari–Saeidpour–Katircioglu* [2015] öt ázsiai országot, *Narayan–Narayan* [2010] 43 fejlődő országot, *Sarkodie–Strezov* [2018] 17 afrikai országot, *Apergis–Payne* [2009] 6 közép-afrikai országot), míg mások heterogén országcsoportokat vagy random módon kiválasztott országokat elemeztek (*York–Dietz–Rosa* [2003] 142 országot, *Galeotti–Lanza–Pauli* [2006] 173 országot, *Romero–Ávila* [2008] 86 országot, *Kais–Sami* [2016] 58 országot).

Az eredmények változók, ahogyan az előző alfejezetben láthattuk, a görbének többféle alakja azonosítható, és vannak esetek, amikor egyik típusú kapcsolat sem áll fenn, például Vietnámmra (*Al-Mulali–Saboori–Ozturk* [2015]) vagy Albániára és Bulgáriára (*Ozturk–Acaravci* [2010]). Nem léteznek egységes földrajzi vagy jövedelmi szabályok arra, hogy mely görbe érvényesül, habár a fejlődő gazdaságok hátrányban vannak. A fejlődő gazdaságok gyakran kompromisszumra kényszerülnek a gazdasági növekedés és a környezetromlás között, és néhány fejlettebb gazdaság kiaknázza a legkevésbé fejlett országok gyenge környezetvédelmi politikáját (*Horvath–Mallingu–Fogarassy* [2018]). Nemcsak a fejlett és fejlődő országok között élesek a különbségek, hanem a homogénebbnek vélt országcsoportokon belül is különbözhet a gazdasági növekedés és a károsanyag-kibocsátás kapcsolata (*Vassileva–Campillo* [2014], *Cayla–Maizi–Marchand* [2011]). Meglepő, de még a fejlettebb országokat tömörítő EU (Európai Unió) tagállamainak sem minden tagja jutott túl az első szakaszon (*Armenau et al.* [2018], *López-Menéndez–Cuartas–Suarez* [2014], *Kasman–Duman* [2015], *Mazur–Phutkaradze–Phutkaradze* [2015], *Pablo-Romero–Sánchez-Braza* [2017]).

Pablo-Romero–Sánchez-Braza [2017] az EU28 tagállamára azt figyelték meg, hogy közülük csak négynek sikerült elérnie a jövedelmi fordulópontot. Ezek a közöség régebbi alapító országai közé tartoznak, és a többi országnál magasabb egy főre jutó bruttó hazai terméket (gross domestic product, GDP) termelnek. További jövedelmi egyenlőtlenségekre utal, hogy jobban szóródnak az értékek a szegényebb tagállamoknál, magasabb heterogenitást mutatva az alacsonyabb jövedelmi szinteknél. *López-Menéndez–Cuartas–Suarez* [2014] megerősítik a szóródást; az 1996 és 2010 közötti időszakra fix és random effektmodellek segítségével jutottak arra az eredményre, hogy a környezeti Kuznets-görbe hipotézise csak néhány európai országra teljesül. Ciprus, Görögország, Szlovénia és Spanyolország egy főre jutó GDP-je érte el azt a szintet, amely mellett már visszaesik a CO₂-kibocsátás. A szerzők szerint a többi 23 ország, közöttük Magyarország sem érte el azt a gazdasági növekedést, amely a fordulópont utáni károsanyag-kibocsátás csökkenésének szakaszába vezet.

Erre a megújuló energia terjedése lehet a megoldás (Dogan–Seker [2016], Bölük–Mert [2015]), habár ezt Pata [2018] cáfolja.

Az első környezeti Kuznets-görbe-elemzés Közép-Kelet-Európára 2009-ben készült (Atici [2009]). A török szerző munkája az első tanulmányok egyike, amely hazánkat is említi. A 2000-es évek elején Magyarországon mérték a legnagyobb emissziót a régió országaiban. Az 1980 és 2002 közötti időszakot tekintve Atici úgy találta, hogy körülbelül 3 ezer dollár GDP/főnél következett be a fordulópont Bulgária, Törökország, Románia és Magyarország esetében, ahonnan már csökken a CO₂-kibocsátás. A szennyezésben nagy szerep jutott az energiafogyasztásnak, míg a kereskedelem ekkor még nem járult hozzá jelentősen. Az 1. táblázatban foglaltuk össze a szakirodalmi források Magyarországra is kitérő eredményeit.

1. táblázat

A környezeti Kuznets-görbe-hipotézis teszteredményei Európa és Magyarország vonatkozásában
(Results of environmental Kuznets curve hypothesis tests for Europe and Hungary)

Ország-csoport	Teljesült-e az EKC-hipotézis?	Változók	Időtáv	Szerző[k]
EU27	Igen: 4 ország Nem: 23 ország <i>Magyarország: nem</i>	$CO_2 = f(GDP, EC, URB, FD)$	1996–2010	López-Menéndez–Cuartas–Suarez [2014]
EU28	Igen	$EC = f(GDP, SO_2, UHG)$	1990–2014	Armeanu et al. [2018]
KKE4	Igen	$CO_2 = f(GDP, EC, TO)$	1980–2002	Atici [2009]
KKE4	–	$EC = f(GDP)$	1980–2006	Ozturk–Acaravci [2010]
KKE11	Igen: 6 ország Nem: 3 ország <i>Magyarország: igen</i>	$CO_2 = f(GDP, EC, FDI)$	1996–2015	Lazăr–Minea–Purcel [2019]
EU16	Igen	$CO_2 = f(GDP, EC, URB, TO)$	1992–2010	Kasman–Duman [2015]
EU28	Igen: 16 ország Nem: 12 ország <i>Magyarország: nem</i>	$CO_2 = f(GDP)$	1992–2010	Mazur–Phutkaradze–Phutkaradze [2015]
EU28	Igen: 4 ország Nem: 22 ország <i>Magyarország: nem</i>	$CO_2 = f(GDP, ResEC, URB)$	1990–2013	Pablo-Romero–Sánchez-Braza [2017]

Megjegyzés. EKC (environmental Kuznets curve): környezeti Kuznets-görbe fordulópontja; KKE4 (Közép-Kelet-Európa): Magyarország, Bulgária, Románia, Törökország; KKE11: Magyarország, Bulgária, Románia, Horvátország, Csehország, Lengyelország, Szlovákia, Lettország, Litvánia, Észtország, Szlovénia; CO₂: szén-dioxid-kibocsátás; EC: energiafelhasználás; URB: urbanizáció; SO₂: kén-dioxid-kibocsátás; FD (financial development): pénzügyi fejlettség; FDI (foreign direct investment): közvetlen külföldi tőkeberuházás; UHG: üvegházhatásúgáz-kibocsátás; TO: kereskedelmi nyitottság; FD külföldi közvetlen beruházások; ResEC: lakossági energiafogyasztás.

Az 1. táblázatban az igenek és a nemek arányából látható, hogy az EKC-hipotézis teljesülése nem általános. Magyarország esetén a környezeti Kuznets-

görbe hipotézisét a fordított U-alakú görbével azonosították (*Armenau et al.* [2018], *Atici* [2009], *Kasman–Duman* [2015], *Lazăr–Minea–Purcel* [2019]). A bővített N-alakú hipotézist is érdemes tesztelni, mert a gazdasági fejlődés szintje tovább növekedhet, a szennyezés alakulása megfordulhat, és újra növekedésnek indulhat. Erre csak *Lazăr–Minea–Purcel* [2019] terjesztették ki vizsgálatukat; a közvetlen külföldi tőkeberuházásokat és villamosenergia-felhasználást tanulmányozták, ám sem az urbanizáció, sem a pénzügyi fejlettség hatását nem mérték. Eredményük szerint Magyarországra az N-alak nem áll fenn. (Erre vonatkozóan *Németh–Durkó* [2019] korábbi tanulmányában bővebb irodalmi gyűjteményt állított össze.)

A környezeti Kuznets-görbe hipotézisének eredményessége és a görbe alakja számos tényező függvénye. Az eltérő, mérésbe bevont makrofolyamatok, a különböző időtávok, módszertanok, mind-mind hozzájárulnak a szakirodalmi eredmények heterogenitásához (*Berlinger–Lovas* [2015]). Empirikus vizsgálatunk során, a szakirodalmi ajánlásoknak megfelelően, figyelembe veszünk több kontrollváltozót is, elemzésünkben az urbanizáció és a villamosenergia-felhasználás is megjelenik. *Lazar et al.* [2019] megjegyzi, hogy érdemes lenne még más változókkal is bővíteni a modellt. Más szakirodalmi források (*Hove–Tursoy* [2019], *Sadorsky* [2010], *Çoban–Topcu* [2013], *Abid* [2017], *Shahbaz et al.* [2018]) a pénzügyi fejlettség hatását vizsgálják, különösen azok, amelyek a feltörekvő országok gazdasági növekedésének és károsanyag-kibocsátásának kapcsolatát helyezik górcső alá. A fejlődő és a feltörekvő országokban a pénzügyi fejlettség javulása nagyobb energiafogyasztást indukál (*Sadorsky* [2010], *Çoban–Topcu* [2013]), és így a pénzügyi szektor fejlődése az egész országsoport esetén kedvezőtlen hatással jár a környezeti célok megvalósítására. Ezért a pénzügyi fejlettség hatásának mérését választottuk harmadik kontrollváltozónak. Az adatokat részletesen a következő fejezetben ismertetjük.

2. Adatok és módszertan

Tanulmányunk célja, hogy a magyarországi CO₂-kibocsátásra vonatkozó környezeti Kuznets-görbe hipotézisét teszteljük 1982 és 2016 között. Ehhez – több okból – az ARDL-modellt alkalmazzuk.

2.1. Az elemzés lépései

A klasszikus lineáris modell, a legkisebb négyzetek módszerének (ordinary least squares, OLS) feltételezései meglehetősen korlátozók lehetnek az idősoros alkalmazá-

sok esetében (Wooldridge [2012]). A hagyományos környezeti Kuznets-görbe egyenletében a két változó együttes jelenléte a modellben multikollinearitást idézhet elő, és pontatlan becsléshez vezet. A probléma megoldása az lehet, hogy az egyenletben az ARDL-modellt használjuk a kointegráció tesztelésére (Hazards [2016]). Az ARDL-modell Pesaran–Shin–Smith [2001] nevéhez kötődik, és ahogy Sávai ([2019] 257. old.) is írja, a modellt „a függő változót saját késleltetett értékei, a magyarázó változó és késleltetett értékei, a determinisztikus trend határozza meg.”

Az ARDL-modellnek számos további előnye van a hagyományos kointegrációt tesztelő modellekhez képest, például a módszer nem követeli meg a változók azonos integráltsági szintjét, azaz első- és másodrendben integrált folyamatok is részt vehetnek benne. Ugyanakkor megjegyezzük, hogy nem hagyható el az egységgyök-tesztelés, mert az I[2]-es folyamatokat kizárja a modell a hamis F -statisztikák produkálása miatt (Pesaran–Shin–Smith [2001], Shahbaz *et al.* [2013], Hazards [2016], Shahbaz *et al.* [2017], Rahman–Kashem [2017]). Ezért első lépésben az idősorok egységgyöktesztelését végeztük el, amelyhez a hagyományos ADF- (augmented Dickey–Fuller – kiterjesztett Dickey–Fuller) teszt mellett az idősorok jellegzetességéhez igazodva a Zivot–Andrews-féle (ZA-) strukturális törés melletti egységgyöktesztet is lefuttattuk.

Feltételezzük, hogy az idősorok töréseket tartalmaznak, például a rendszerváltás időszakában, azonban a hagyományos egységgyöktesztet strukturális törések jelenlétében nem működnek megbízhatóan (Perron [1989]). A ZA-teszt a törés dátumának meghatározásához dummy változókkal vizsgálja meg az ADF-teszt t -statisztikáját (Zivot–Andrews [1992]). Hasonlóan a Perron-féle strukturálistörés-teszthez, Zivot és Andrews is három modellt használnak az egységgyök tesztelésére. Az /1/ egyenlet egyszeri váltást tesz lehetővé a változók differenciálása nélkül. A /2/ egyenlet a trendfüggvény meredekségének egyszeri megváltoztatását engedi, a /3/ egyenlet pedig egyesíti az /1/. és a /2/. modell tulajdonságait (Zivot–Andrews [1992]). A következő egyenleteket használják vizsgálatuk során (Waheed–Alam–Ghauri [2006]):

$$\Delta x_t = \alpha + \alpha x_{t-1} + \beta t + \gamma D_t + \sum_{i=1}^n d_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad /1/$$

$$\Delta x_t = \alpha + \alpha x_{t-1} + \beta t + \delta D_t + \sum_{i=1}^n d_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad /2/$$

$$\Delta x_t = \alpha + \alpha x_{t-1} + \beta t + \gamma D_t + dDT_t + \sum_{i=1}^n d_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad /3/$$

ahol mind a három Δx_t a trendstacioner idősor-folyamatokat jelöli ismeretlen időpontbeli töréssel ($\equiv \alpha + \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t$, azaz eltolásos véletlen bolyongás folyamat), ε_t pedig a

hibatagot; β a trend törése t -ben, $\gamma, \delta, \vartheta$ a trend törésének együtthatói, melyeknek nullával való egyenlősége egy eltolásos véletlenbolyongás-folyamatot eredményez. Az 1–3 regressziók n regresszorai kiküszöbölik a tesztstatistikák határeloszlásában a temporális függőség torzításait. A regresszorok n számát a becslt d_k koefficiensek szignifikanciatesztje határozza meg. D_t a dummy változó, amely az átlagos eltolódásokat jelzi minden lehetséges törésponton, DT_t pedig a trend eltolását jelöli:

$$D_t = \begin{cases} 1, & \text{ha } t > TB \\ 0, & \text{ha } t < TB \end{cases}, \text{ valamint } DT_t = \begin{cases} t - TB, & \text{ha } t > TB \\ 0, & \text{ha } t < TB \end{cases}. \quad /4/$$

A gyakran alkalmazott „Zivot–Andrews-próba nullhipotézisében az egységgyök, alternatív hipotézisében pedig a trendtörés melletti stacioner folyamat szerepel” (Mák [2011] 552. old.).

További fontos előnye az ARDL-modellnek, hogy rövid idősoroknál is használható, míg például a Johansen-teszt alkalmazását kifejezetten nagyobb minták esetén javasolják (Pesaran–Shin–Smith [2001], Shahbaz *et al.* [2013]). Az ARDL-modell a rövid és hosszú távot egyszerre ragadja meg, azaz ugyanazon idősből a rövid távú mintázatokból és a folyamatok hosszú távú együttmozgásából is illeszti a becslőfüggvényeket. Az ARDL-modell kointegrációs vektora újraparametrizálható rövid távú hibakorrekciós mechanizmus formájában (error correction model, ECM), amellyel az idősorok közötti rövid távú dinamika becsülhető. A modell integrálja a rövid távú kiigazításokat a hosszú távú egyensúlyokkal, anélkül, hogy elveszítené a hosszú távú információkat (Jalil–Mahmud [2009]).

Fontos, hogy megtaláljuk a megfelelő késleltetésszámot minden változóhoz, mert az ARDL-modellek gyakran szenvednek az autokorrelációtól. A probléma többnyire a modellspecifikáció eredménye, és a késleltetések számával jól kezelhető (Wooldridge [2012]). Mivel az F -statisztika is érzékeny a változók késleltetésének rendjére, ezért a hosszú távú kapcsolat tesztelése előtt kiválasztottuk a megfelelő késleltetéseket minden változóra az Akaike-féle információs kritérium (Akaike information criterion – AIC) alkalmazásával. Ha az F -statisztika értéke meghaladja az ARDL-modellbeli felső határértéket, akkor kointegrálnak a változók. A kointegráció tesztelése után a modellek jóságáról győződünk meg, és arról, hogy teljesítik-e az alkalmazhatósági feltételeket, továbbá megbízhatók-e az eredmények.

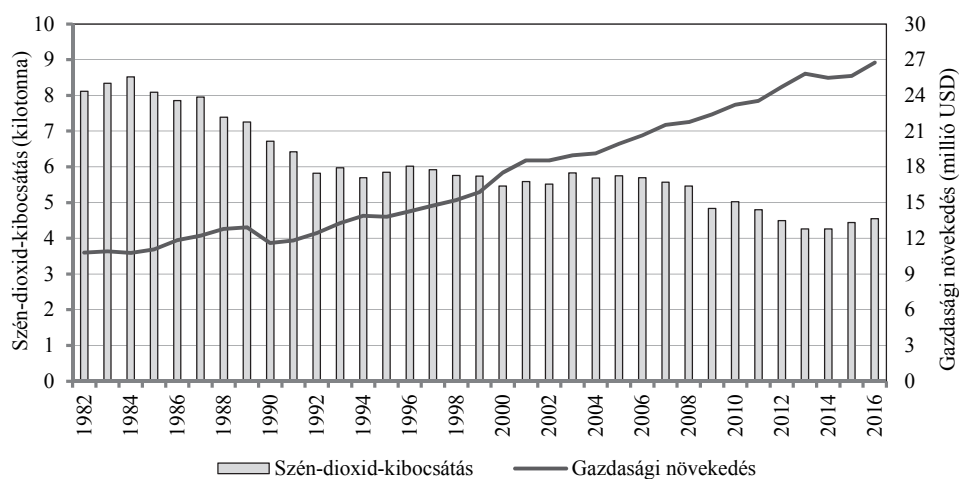
2.2. Az adatbázis bemutatása

A környezeti Kuznets-görbe hipotézisének tesztelésére több változót vontunk be, ahogy korábban említettük, a villamosenergia-felhasználás, a pénzügyi fejlettség és az urbanizáció is szerepel bővített modellünkben. A folyamatok alakulását a vizsgált időtávon a 2. ábrán láthatjuk.

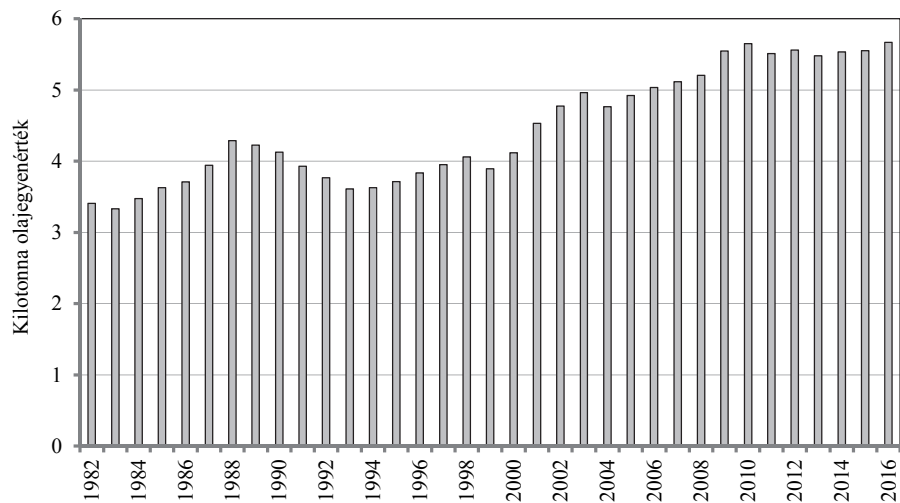
2. ábra. A gazdasági növekedés, a szén-dioxid-kibocsátás, a villamosenergia-felhasználás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség alakulása

(Trends of economic growth, carbon emissions, electricity consumption, urbanisation and financial development)

a) Egy főre jutó gazdasági növekedés és szén-dioxid-kibocsátás
(Per capita economic growth and carbon emissions)



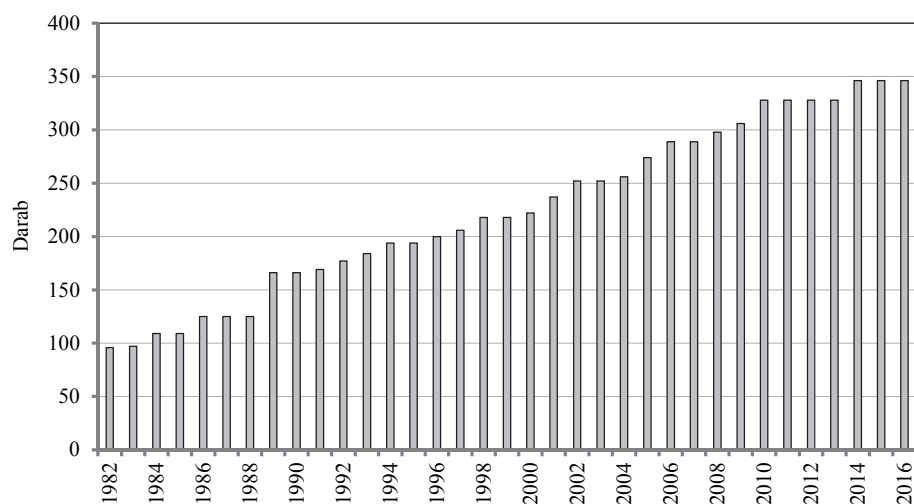
b) Egy főre jutó villamosenergia-felhasználás
(Per capita electricity consumption)



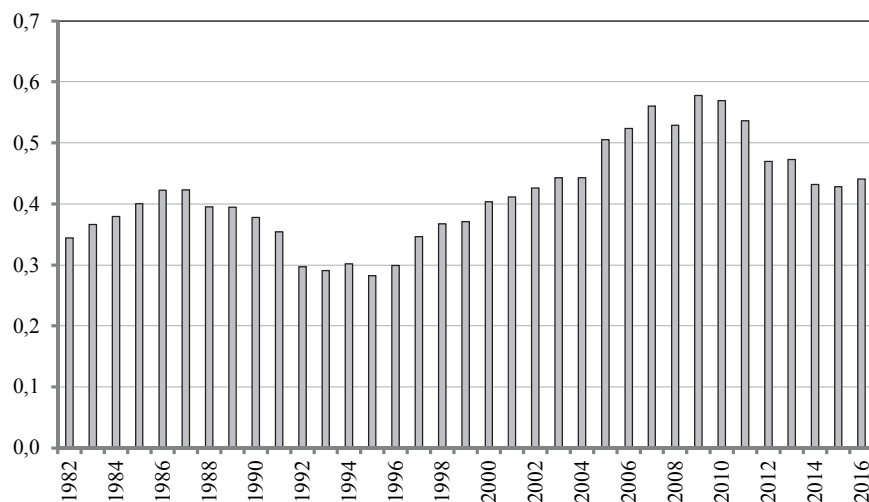
(Az ábra folytatása a következő oldalon)

(Folytatás)

c) Városok száma
(Number of towns)



d) Pénzügyi fejlettségi index
(Financial development index)



Megjegyzés. Az USD 2011. évi árfolyamon számítva.

Forrás: Saját szerkesztés a *World Bank* [2018a]; a *GGDC* [2018]; a *MEKH* [2018]; a *KSH* [2015], [2020] és az *IMF* [2018] alapján. A városok száma 2015 óta nem változott.

Az elemzés inputjául szolgáló éves adatokat több hazai és nemzetközi forrásból gyűjtöttük össze, hogy kellően hosszú távú adatsor álljon rendelkezésre. A CO₂-kibocsátás és az ország lakosságának adatai a Világbanktól (*Worldbank* [2018b]), a villamosenergia-felhasználás adatai a Magyar Energia és Közmű Hivatal (MEKH) adatbázisából, az urbanizáció (városok száma) adatai pedig a Központi Statisztikai Hivaltól származnak. A pénzügyi fejlettség adatainak forrása a Nemzetközi Valutaalap, a hosszú távú gazdasági növekedése (millió USD, 2011. évi árfolyamon számítva) – *Galli* [1998] és *Medlock–Soligo* [2001] kutatásához hasonlóan – a Penn World Table from Groningen Growth and Development Centre.

A legnagyobb üvegházhatásúgáz-kibocsátó nemzetgazdasági ág az energiaellátás (*KSH* [2019]), az üvegházhatású gázok több mint 70 százaléka CO₂ formájában kerül a levegőbe, melynek volumene 1990-től drasztikusan csökkent, elsősorban az ipari termelés visszaesése révén, másodsorban 2000-től nagyrészt a villamosenergia-termelésben a fosszilis tüzelőanyagok háttérbe szorulásával (*KSH* [2018]). A CO₂-kibocsátás 2011-től lassú emelkedésnek indult, ezzel egy időben a karbonintenzitás romlott. A károsanyag-kibocsátás szempontjából kedvező folyamat az ún. szétválás (decoupling), amikor egy gazdasági változó anélkül képes növekedésre, hogy a vizsgált környezeti változó romlást mutatna. Ez a gazdasági növekedés (egy főre jutó GDP) és az egy főre jutó CO₂-kibocsátás alakulását szemléltető 2. a) ábra szerint Magyarországon a 2000-es évek második felében történhetett (*KSH* [2018]). *Pozsonyi–Szőkéné Boros* [2020] úgy jellemezték a magyar gazdaságot, hogy a XX. század második felében fejlődésében folyamatos hullámvölgyek voltak. Az 1980-as évektől lassult a fejlődés, főként az olajválság miatt, aztán a magyar gazdaság külföldi piacait jórészt elveszítette, a termelés jelentősen visszaesett. A GDP megoszlásában a legnagyobb részt akkoriban az ipar tette ki (37,2%). A 2008-as válság következtében a gazdasági növekedés az 1993. évi mélyponton volt, és csak közel egy évtized múlva érte el az 1990-es szintet. A szinte folyamatos emelkedés 2010 óta tart, a 2018-as és 2019-es 5 százalék körüli bővülés pedig nemcsak 1990 óta a legmagasabb, hanem 1977 óta nem volt rá példa a magyar gazdaságban (*Pozsonyi–Szőkéné* [2020]). A GDP szerkezetében napjainkban a szolgáltatási szektor a meghatározó (65,7%).

A 2. c) ábrán az látható, hogy az 1980-as évektől kezdve egyre nőtt a városok száma Magyarországon (*KSH* [20156]): napjainkban összesen 3 155 település található, melyből 346 városi rangú. Felgyorsult a városi rangok odaítélésének folyamata, az elvárás küszöb egyre kevésbé kötött kvantitatív feltételekhez (*Mandora Tanácsadó Kft.* [2013]). A városok számának növekedése azonban nem feltétlenül eredményezte a városi funkciókat betöltő települések számának lényeges emelkedését (*Beluszky–Győri* [2006], *KSH* [2015]), noha – a kelet-közép-európai urbanizáció jellemző vonásaként – felgyorsult a falusi térségek városiasodása (*Kovács* [2009]). A magyarországi urbanizáció sajátossága, hogy nemcsak a városokba költözés révén,

hanem sokkal intenzívebben a várossá nyilvánítással is nő a városi lakosság száma (*Varossanyilvanitas.hu* [2017]), ezért vizsgálatunkban a városok számával mérjük az urbanizációs hatást. A pénzügyi fejlettség alakulásának ábrázolásához az *IMF* [2020] által számított formát használtuk (lásd a 2. *d*) ábrát), hogy ne csak a hitelállomány GDP-hez viszonyított nagyságát mérjük (melyet a szakirodalom leggyakrabban alkalmaz), hanem a komplex, multidimenzionális jellegét (például az intézményi hátteret vagy a pénzpiacok teljesítőképességét) is. A mutató, mely magában foglalja a pénzpiacok méretét, likviditását, a pénzügyi szolgáltatások elérhetőségét és a hatékonyságot, 9 másik indikátor súlyozásával készült (erről részletesen *Svirydzienka* [2016] munkájában olvashatunk).

2.3. A környezeti Kuznets-görbe ARDL-modelljei

A szakirodalom szerint a környezeti Kuznets-görbe – a CO₂-kibocsátás és a gazdasági növekedés kapcsolata – egy egyszerű regresszióval a következőképpen írható fel, amely fokozatosan bővíthető a gazdasági növekedés kvadratikus, majd köbös tagjával:

$$CO_{2t} = f(GDP_t), \quad /5/$$

$$CO_{2t} = f(GDP_t, GDP_t^2), \quad /6/$$

$$CO_{2t} = f(GDP_t, GDP_t^2, GDP_t^3), \quad /7/$$

ahol CO_{2t} a CO₂-kibocsátás, a GDP_t a gazdasági növekedés, a GDP_t^2 a kvadratikus gazdasági növekedés, a GDP_t^3 pedig a köbös gazdasági növekedés egy főre vetítve. Miután számos makrofolyamat szerepet játszhat a CO₂-kibocsátás alakulásában, a környezeti Kuznets-görbe hipotézisének tesztelését bővített modellkeretben is elvégezzük. A gazdasági növekedés lineáris, kvadratikus és köbös tagja mellé a villamosenergia-felhasználás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség is bekerült.

$$CO_{2t} = f(GDP_t, GDP_t^2, GDP_t^3, EC_t, URB_t, FD_t), \quad /8/$$

ahol az egy főre jutó EC_t a villamosenergia-felhasználás, URB_t az urbanizáció, FD_t a pénzügyi fejlettség. Az adatokat természetes logaritmusban tüntettük fel:

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln GDP_t^2 + \beta_3 \ln GDP_t^3 + \beta_4 \ln EC_t + \beta_5 \ln URB_t + \beta_6 \ln FD_t + \varepsilon_t, \quad /9/$$

ahol β_0 a tengelymetszet, $\beta_1 \dots, \beta_6$ a magyarázó változók koefficiensei, ε_t pedig a hibatag normális eloszlást és nulla varianciát feltételezve. A környezeti Kuznets-görbe a β paraméterek különböző előjelétől függően a 2. táblázatban leírtak szerint változik:

- a gazdasági növekedéssel együtt nő a CO₂-kibocsátás, ha $\beta_1 > 0$,
- majd a fordulópont elérésével csökken a CO₂-kibocsátás, ha $\beta_2 > 0$.

A két egyenlőtlenség együttes szignifikáns teljesülése arra utal, hogy a gazdasági növekedés kezdeti környezetkárosító jellege a gazdaság érettebb szakaszába lépésével csökkenti az emissziót. A gazdasági növekedés köbös alakját bevonva az egyenletbe, amennyiben az előzők mellett $\beta_3 > 0$, a görbe N-alakot vesz fel, azaz egy újabb jövedelembeli sokk hatására a skálahatás már nem képes újra kompenzálni a károsanyag-kibocsátást. Ha $\beta_1 = \beta_2$, akkor nincs kapcsolat a jövedelem és a környezeti degradáció között, a CO₂-kibocsátás függetlenül alakul a gazdaság növekedésétől.

Mint a 2. táblázat mutatja, a görbe további formákat is felvehet, bővebben *López-Menéndez–Cuartas–Suarez* [2014] munkájában olvashatunk erről.

2. táblázat

A környezeti Kuznets-görbe alakjai
(Possible shapes of the environmental Kuznets curve)

Fordított U-alak	U-alak	N-alak	Fordított N-alak	Monoton növekvő	Monoton csökkenő	Nincs kapcsolat
$\beta_1 > 0$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 < 0$	$\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$
$\beta_2 < 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 < 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	$\beta_2 = \beta_3 = 0$	
$\beta_3 = 0$	$\beta_3 = 0$	$\beta_3 > 0$	$\beta_3 < 0$			

Forrás: *López-Menéndez–Cuartas–Suarez* [2014] alapján saját szerkesztés.

A környezeti Kuznets-görbe hipotézisének tesztelését és a változók közötti kapcsolatot az idősorok jellegéből adódóan ARDL-moddal végezzük, amely a folyamatok rövid távú dinamikáját a hosszú távú egyensúlyi pályájukkal egyszerre ragadja meg, és UECEM-mel (unrestricted ECM, korlátlan ECM) becsülhető:

$$\begin{aligned}
\Delta \ln CO2_t = & \delta_{GDP} \ln GDP_{t-1} + \delta_{GDP^2} \ln GDP_{t-1}^2 + \delta_{GDP^3} \ln GDP_{t-1}^3 + \delta_{EC} \ln EC_{t-1} + \\
& + \delta_{URB} \ln URB_{t-1} + \delta_{FDI} \ln FDI_{t-1} + \sum_{p=1}^i \delta_p \Delta \ln C_{t-p} + \sum_{q=1}^j \delta_q \Delta \ln GDP_{t-q} + \\
& + \sum_{r=1}^k \delta_r \Delta \ln GDP_{t-r}^2 + \sum_{s=1}^l \delta_s \Delta \ln GDP_{t-s}^3 + \sum_{u=1}^m \delta_u \Delta \ln EC_{t-u} + \\
& + \sum_{v=1}^n \delta_v \Delta \ln URB_{t-v} + \sum_{w=1}^o \delta_w \Delta \ln FDI_{t-w} + \delta_{DUM} DUM + \varepsilon_i,
\end{aligned} \tag{10}$$

ahol $\ln GDP_{t-1}$ a gazdasági növekedés logaritmusának elsőrendű késleltetettje, δ a magyarázó változók koefficiense, Δ a differenciaoperátor, DUM egy dummy változó a strukturális töréspontoknál, ε_i a hibatag normál eloszlással és nulla átlaggal és véges varianciával.

3. Eredmények

3.1. A gazdasági növekedés és a szén-dioxid-kibocsátás lineáris, kvadratikus és köbös kapcsolata

Ahogy azt korábban, a módszertani fejezetben említettük, az ARDL-kointegrációs teszt a változók integráltsági rendjétől függetlenül elvégezhető, mert engedi az $I(0)$ és az $I(1)$ folyamatok modellbeli keveredését. Azonban biztosítanunk kell, hogy egyik változó se legyen másodrendben integrált. Az ADF- és ZA-egységgyökteszt is megerősítette, hogy a folyamatok stacionerek, illetve egyszeri differenciálás után stacionerré alakíthatók, így teljesítik az ARDL-modell integráltsági rendre vonatkozó alkalmazhatóságának feltételét (lásd a Függelék táblázatát), mert kis mintán megbízhatóbb eredményt nyújtanak a generált értéknél. Mivel az F -statisztika értékei a késleltetések nagyságára érzékenyek, ezért az optimális késleltetések számát is meghatároztuk az AIC-kritérium szerint. Az F -statisztika értéke, amennyiben meghaladja a felső határértéket, a kointegrációs vektor létét igazolja a változók között. A szignifikáns hosszú távú kapcsolat feltétele a környezeti Kuznets-görbének.

A környezeti Kuznets-görbe hipotézisének teszteléséhez kvadratikus és köbös modellt is becsültünk, hogy ne csak a hipotézis érvényességét, hanem a görbe esetleges N-alakját is feltárhassuk. A gazdasági növekedés kvadratikus tagja az U-alakú,

míg köbös tagja az N-alakú görbe jelenlétét igazolhatja, más-más gazdasági és környezeti összefüggések konklúzióit interpretálva. A kvadratikus modell a változók 6, 6, 5-tel eltolt késleltetett értékeiből, a köbös modell a 7, 7, 7, 7-tel eltolt késleltetett értékekből felépülő ARDL-modell; rendre a CO₂-kibocsátás, a gazdasági növekedés, a kvadratikus gazdasági növekedés és a köbös gazdasági növekedés.

A lineáris modellben a gazdasági növekedés koefficiense pozitív és szignifikáns (3,284), míg kvadratikus koefficiense negatív és szignifikáns (−0,335), tehát a fordított U-alakú környezeti Kuznets-görbe feltételei teljesülnek Magyarországra. A fordított U-alakú rövid távon is bebizonyosodott, érvényességét a szintén pozitív és szignifikáns gazdasági növekedés koefficiense (5,725), valamint a szintén negatív és szignifikáns kvadratikus koefficiense (−0,970) támasztja alá. A gazdasági növekedés a környezet állapotán javított, miután egy bizonyos jövedelmi szint elérésével a további növekedés mellett kevesebb CO₂ került a levegőbe. (Lásd a 3. táblázatot.)

3. táblázat

A környezeti Kuznets-görbe-hipotézis rövid és hosszú távú, kvadratikus és köbös ARDL-alapmodelljei
(Short- and long-term quadratic and cubic ARDL basic models of the environmental Kuznets curve hypothesis)

Megnevezés	Kvadratikus (6, 6, 5)				Köbös (7, 7, 7, 7)			
	hosszú távú modell		rövid távú modell		hosszú távú modell		rövid távú modell	
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba
LRGDP	3,284	0,781 (0,001***)	5,725	2,209 (0,020**)	325,645	146,730 (0,273)	−34,900	14,270 (0,071*)
LRGDP2	−0,335	0,120 (0,016**)	−0,970	0,031 (0,025**)	−115,882	51,951 (0,268)	10,720	4,630 (0,082*)
LRGDP3	–	–	–	–	13,519	6,054 (0,268)	−13,151	5,386 (0,071*)
Konstans	−3,162	1,168 (0,018**)			−298,250	136,411 (0,273)		
R^2	0,76				0,98			
Korrigált R^2	0,41				0,59			
F-teszt	6,79**				4,40*			
DW-teszt	2,27				3,44			
ECM _{t-1}	−4,12***				1,41			

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Megjegyzés. Zárójelben a szignifikancia értékei szerepelnek. LRGDP (natural log ratio of the gross domestic product): a bruttó hazai termék természetes alapú logaritmus; DW: Durbin–Watson.

A fordított U-alakot nem tekinthetjük végleges eredménynek, hiszen a görbe N-alakot is felvehet, amennyiben a köbös modell feltételeit teljesíti. Előfordulhat, hogy a gazdasági növekedés szintje tovább bővül, amelynek hatására a szennyezés ismét felerősödhet, miután egy bizonyos ponton túl a gazdasági tevékenység olyan intenzív, hogy a környezetre gyakorolt negatív hatása nem kompenzálható a strukturális vagy technológiai hatással. A köbös modellben ezt az összefüggést csak részben sikerült igazolnunk. (Lásd a 3. táblázatot.) Hosszú távon a koefficiens pozitív (325,648), a kvadrátikus koefficiens negatív (–115,882), a köbös koefficiens pedig ugyancsak pozitív (13,519). A koefficiensek előjelei a környezeti Kuznets-görbe N-alakját sugallják, erősítve ezzel a gazdasági növekedés visszatérő szennyező hatását, azonban a hatás egyik változó esetében sem szignifikáns.

A vizsgált időszak rövid távú időszakaiban a koefficiensek előjeleinek sorrendjei (negatív, pozitív, negatív) a fordított N-alakot írják le, igazolva a gazdasági növekedés és a CO₂-kibocsátás folyamatainak szétválását, tehát azt, hogy a gazdaság túljutott a növekedés környezetkárosító fázisán. Az eredmények 10 százalékon szignifikánsak, azonban a Durbin–Watson-statisztika magas értéke autokorrelációra utalhat. Magyarországra nem, de például Lengyelországra és Szlovákiára kétséget kizáróan bebizonyosodott a fordított N-alakú hipotézis (*Lazár–Minea–Purcel* [2019]).

Számításainkkal a fordított U-alakú hipotézist igazoltuk Magyarországra, azonban a gazdasági növekedés és a CO₂-kibocsátás közötti N-alakú és fordított N-alakú kapcsolatra is találtunk bizonyítékokat. A hatás iránya eddigi eredményeink alapján vitatható, mivel a döntési szabály a koefficiensek előjelein és egyúttal a szignifikanciaszinten is múlik. Habár *Bartus* [2019] szerint ettől olykor eltekinthetünk, mert a becslés hatásának irányát az alacsony szignifikanciaszint is képes megerősíteni. A következőkben a három modell és a környezeti Kuznets-görbe validálását további változók bevonásával teszteljük, hasonlóan *López-Menéndez–Cuartas–Suarez* [2014], *Kasman–Duman* [2015] és *Pablo-Romero–Sánchez-Braza* [2017] európai uniós tagállamokra készített kutatásához. Megjegyezzük, hogy a pénzügyi fejlettség hatását egyik Magyarországot érintő szakirodalom sem tanulmányozta.

3.2. Bővített modellek környezeti Kuznets-görbéje

A bővített modell a gazdasági növekedés és a CO₂-kibocsátás kapcsolatában olyan más folyamatok hatásait is azonosítja, amelyek által realisabb és megbízhatóbb képet kapunk a gazdasági növekedés és a környezetszennyezés kapcsolatáról. (Lásd a 4. táblázatot.) Az alapmodellt a villamosenergia-felhasználás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség mutatóival terjesztettük ki. A lineáris modellben a gazdasági növekedés előjele megfordult az alapmodellhez képest. A gazdasági növekedés

1 százalékos emelkedése 0,01 százalékkal fokozza az emissziót. A villamosenergia-felhasználás hatása pozitív és szignifikáns, ez így is marad a kvadratikus, valamint a köbös modellekben is. Érdekes, hogy a magyarországi villamosenergia-felhasználás és gazdasági növekedés között *Ozturk–Acaravci* [2010] semmilyen kapcsolatot sem találtak kétváltozós regressziójukban. A városok számának növekedése jótékonyan hat a környezetre, de csak ebben a modellkeretben, a kvadratikus és a köbös modellben előjelet vált az urbanizáció, és szignifikanciáját részben (a kvadratikusnál) elveszíti. Hasonlóan az EU új tagállamaihoz (*Kasman–Duman* [2015]), a köbös modellünkben az urbanizáció növeli az emissziót.

A pénzügyi fejlettség hatását mind a három modellben azonosítottuk szignifikáns eredmények mellett. Az alapmodellben és a kvadratikus modellben a CO₂-kibocsátást növeli a pénzügyi fejlettség, míg a kvadratikus modellben ugyan csekély hozzájárulás mellett, de csökkentő hatását igazoltuk. *Çoban–Topcu* [2013] szerint az energiafelhasználást fokozza a pénzügyi fejlettség javulása, de az EU27-ek annyira különböznek ebben, hogy nincs egységes érvényű megállapítás erre vonatkozóan. Magyarországon a banki terjeszkedés és a pénzügyi tőkéhez való hozzáférés sokkal erősebb energiafogyasztást idézett elő, mint az EU újabb tagállamaiban, de a CO₂-kibocsátásról nincsenek eredményeik. Mivel a tőzsdei tevékenységek kisebb volumenűek, mint a feltörekvő országok banki tevékenysége (*Sadorsky* [2010]), ezért a bankszektorra kell először a jól működő részvénytőkepiac kialakítása érdekében fejleszteni (*Çoban–Topcu* [2013]), és csak aztán várhatunk kedvező hatást a pénzügyi fejlettségtől. *Hove–Tursoy* [2019] a CO₂-kibocsátás növekedését mérték a pénzügyi fejlettség emelkedésével, ahogyan mi is az alap- és a kvadratikus modellünkben. Csak a köbös modellünk igazolta a pénzügyi fejlettség emissziócsökkentő hatását, *Jiang–Ma* [2019] globális paneladatokon tesztelt eredményéhez hasonlóan.

Az ECM_{t-1} értékei, a késleltetett hibatagok negatívak és 1 százalékon szignifikánsak a lineáris, a kvadratikus, valamint a köbös modellben is (lásd a 4. táblázatot), ahogyan az az érvényes ARDL-modellnél elvárható. Ezek a koefficiensek mutatják meg a magyar gazdaság CO₂-kibocsátási függvényének rövid távú kiigazítási sebességét a hosszú távú egyensúlyi CO₂-kibocsátás pályájához konvergálva. A változók közötti kapcsolat szoros, egy váratlan sokk után az egyensúlyi szint közelében a rövid távú eltérések hamar kiegyenlítődnek. Az egyéves időtáv elegendő arra, hogy akár 4-5-ször is visszatérjen a CO₂-kibocsátás az egyensúlyi pályájára (−3,79 és −5,34). A szakirodalomban gyakoribbak az éven túli kiigazítási sebességek, de találunk éven belülit is (*Shahbaz–Haouas–Hoang* [2019]).

4. táblázat

A hosszú távú környezeti Kuznets-görbe tesztelésének bővített ARDL-modelljei
(Extended ARDL models for testing the long-term environmental Kuznets curve)

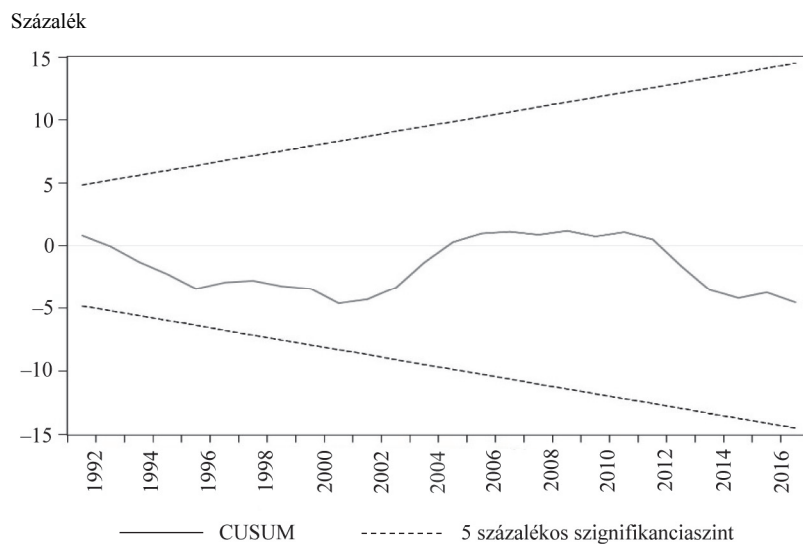
Megnevezés	Lineáris modell (4, 3, 4, 1, 4)		Kvadratikus modell (2, 3, 2, 2, 3, 2)		Köbös modell (1, 1, 2, 2, 2, 0, 2)	
	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba	Együttható	Standard hiba
LRGDP	-0,010	0,215 (0,962)	-1,680	2,316 (0,486)	-29,653	12,487 (0,034**)
LRGDP2	–	–	0,490	0,510 (0,368)	10,325	4,360 (0,033**)
LRGDP3	–	–	–	–	-1,211	0,509 (0,034**)
LECP	0,656	0,081 (0,002***)	0,134	0,426 (0,760)	0,880	0,253 (0,004***)
LURBDB	-0,101	0,046 (0,060*)	1,134	0,824 (0,202)	0,068	0,110 (0,075*)
FD	0,262	0,145 (0,100*)	0,546	0,242 (0,051*)	-0,023	0,224 (0,091*)
Konstans	2,030	0,300 (0,000**)	-1,270	2,240 (0,585)	29,300	11,640 (0,026**)
R^2	0,93		0,90		0,85	
Korrigált R^2	0,72		0,70		0,65	
F -teszt	4,45*		5,34**		5,40**	
DW-teszt	2,10		2,2		2,01	
ECM_{t-1}	-3,79***		-2,06***		-5,34***	

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

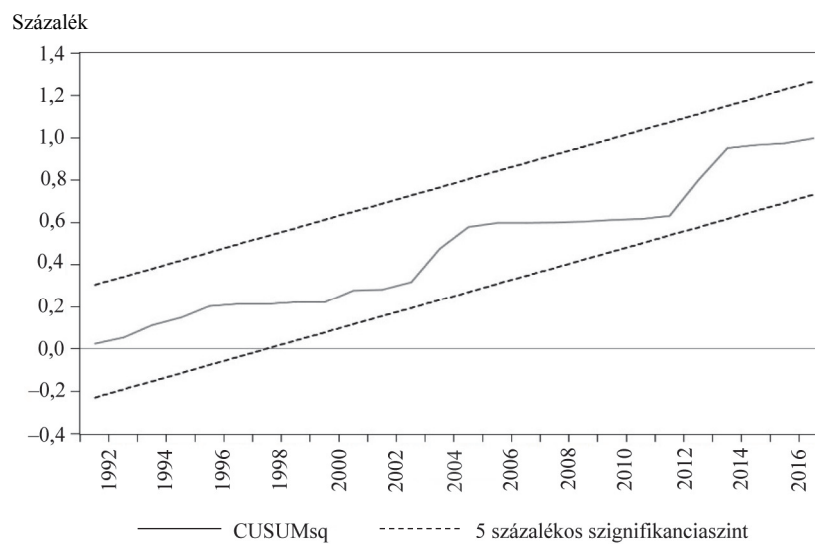
Megjegyzés. LECP (natural log ratio of electricity consumption): a villamosenergia-felhasználás természetes alapú logaritmus; LURBDB (natural log ratio of urbanisation): az urbanizáció természetes alapú logaritmus.

Az ARDL-modellek stabilitásnak ellenőrzésére kumulatívösszeg- (cumulative sum of recursive residuals, CUSUM) és kumulatívnégyzetösszeg- (cumulative sum of squares of recursive residuals, CUSUMsq) tesztet végeztünk a paraméterek állandóságát vizsgálva (*Brown–Durbin–Evans* [1975]). A paraméterek állandóságát és a modell stabilitását reprezentálja, ha az értékvonalak az 5 százalékos határon belül maradnak. A kilengések sértik a modell stabilitását és strukturális törésekre utalnak. A 3. és 4. ábrán látható, hogy a köbös bővített modell (1, 1, 2, 2, 2, 0, 2) CUSUM- és CUSUMsq-értékei a stabilitási feltételnek eleget téve, a két határvonal között helyezkednek el. Minden modellünk teljesítette a stabilitási feltételeket, mi itt most ezekből a köbös bővített modell (1, 1, 2, 2, 2, 0, 2) esetét mutatjuk be.

3. ábra. A CUSUM-stabilitásteszt eredménye
(Result of the CUSUM diagnostic test)



4. ábra. A CUSUMsq-stabilitásteszt eredménye
(Result of the CUSUMsq diagnostic test)



3.3. Sokkok hatásának vizsgálata

A hosszú és rövid távú kapcsolatok feltárása után arra a kérdésre keressük a választ, hogy a CO₂-kibocsátás alakulását mennyiben befolyásolják a változók, illetve hogyan viselkedik az emisszió egy-egy sokk hatására. Varianciadekompozíciót alkalmaztunk a változók összehasonlítására, hogy azok milyen mértékben járultak hozzá a CO₂-kibocsátáshoz. A generalizált varianciadekompozíció megmutatja, hogy egy adott változó variációjának mekkora része magyarázható egy másik változóval (Koop [1994], Pesaran–Shin [1998]). A generalizált impulzusválasz-függvények pedig megmutatják a változó dinamikus reakcióit a saját és más változók okozta sokkokra, az egyes változók volatilitásának hatását a többi változóra.

5. táblázat

Varianciadekompozíció a CO₂-kibocsátásra
(Variance decomposition of carbon emissions)

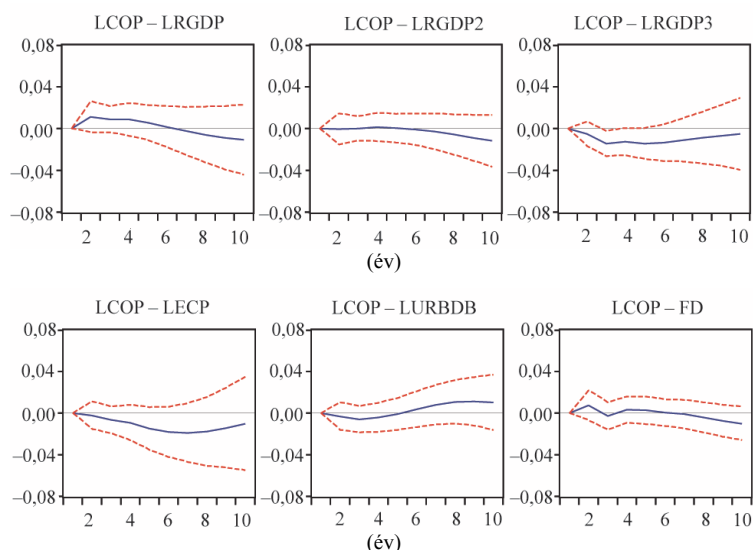
Periódus (évek száma)	Impulzusváltozó						
	LCOP	LRGDP	LRGDP2	LRGDP3	LECP	LURBDB	FD
1	100,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	85,852	8,015	0,009	1,662	0,288	0,592	3,580
3	74,375	8,747	0,006	9,963	2,124	1,978	2,804
4	67,122	9,739	0,067	13,571	4,618	2,249	2,630
5	59,187	8,969	0,059	17,234	10,282	1,879	2,389
6	52,994	7,550	0,065	18,881	16,593	1,916	2,001
7	48,616	6,526	0,212	18,529	21,445	2,949	1,721
8	45,562	6,213	0,750	17,286	23,899	4,504	1,777
9	43,769	6,537	1,856	15,711	23,894	5,833	2,398
10	42,656	7,258	3,512	14,183	22,404	6,524	3,460

Az 5. táblázatban a varianciadekompozíciós eredmények láthatók. Miután jelen tanulmány az emisszióhoz hozzájárulás mértékét kutatja, ezért csak és kizárólag a CO₂-kibocsátás alakulásában ismertetjük a gazdasági növekedés, a villamosenergia-felhasználás, az urbanizáció és a pénzügyi fejlettség szerepét. Az elemzés a 10 éves előrejelzési horizontot is lehetővé tette, ezért a 10. év eredményeinek bemutatására fókuszálunk. A CO₂-kibocsátás variációinak 42,66 százaléka a változó sokkjaival magyarázható. A gazdasági növekedés hozzájárulása a legnagyobb az emisszióhoz (7,26, 3,51 és 14,18 százalék), amit a villamosenergia-felhasználás követ (22,40%). Az urbanizáció (6,52%) és a pénzügyi fejlettség (3,46%) hozzájárulása a CO₂-kibocsátáshoz meglehetősen alacsony az előzőkhöz képest. Az eredményeink

konzisztensek a korábbi regressziós eredményeinkkel. A hosszú távú, fordított N-alakú környezeti Kuznets-görbe modelljében a CO₂-kibocsátásban a legnagyobb szerep szintén a gazdasági növekedésnek és a villamosenergia-felhasználásnak jutott, amelyet az urbanizáció, majd a pénzügyi fejlettség követett.

Az 5. táblázat csak a CO₂-kibocsátásban közre játszó tényezők hatására összpontosít. Az impulzusválasz-függvény a varianciadekompozíció egy alternatívája, megmutatja, hogy a függő változó mennyi ideig és milyen mértékben reagál a független változóknak bekövetkező sokkra. Az 5. ábra az impulzusválasz-függvények tízéves periódusra vonatkozó eredményeit tartalmazza. A módszer, a varianciadekompozícióhoz hasonlóan, a vektor autoregresszív modell mozgóátlag-reprezentációjának becslésén alapul.

5. ábra. A CO₂-kibocsátás impulzusválasz-függvényei
(Impulse response functions of carbon emissions)



A CO₂-kibocsátás gazdasági növekedésre adott válasza csökkenő lefutású. A periódus elején levő csúcsosodó szakasz után indul a csökkenés, ami arra utalhat, hogy idővel, például a technológiai újítások és a hatékonyságbeli javulások hozzájárulnak az emisszió csökkenéséhez. A kvadrátikus gazdasági növekedés függvénye stagnáló, míg a köbös gazdasági növekedés csökkenő, a periódus végére mérséklődő növekedésbe átváltó szakaszt mutat. Ha a gazdasági növekedés kvadrátikus és köbös impulzusválaszait egyszerre tekintjük, akkor az első és utolsó csökkenő szakaszok reprezentálhatják a fordított N-alakú környezeti Kuznets-görbe jelenségét.

Ami a további hatásokat illeti, a CO₂-kibocsátás villamosenergia-felhasználásra adott impulzusválasz-függvénye negatív. A jövőbeli villamosenergia-felhasználás csökkenteni fogja az emissziót, ami a hatékonyságbeli javulásnak vagy éppen a változó energiamixnek (NFM [2012]) is köszönhető. Az urbanizáció okozta sokkokra emelkedő CO₂-kibocsátás várható. A városok számának növekedése, a városi életmód terjedése fokozott nyomást gyakorolhat a környezetszennyezésre a modell szerint. Az impulzusválasz-függvények megerősítik a hosszú távú környezeti Kuznets-görbe becslésének eredményét, hiszen az urbanizáció szignifikánsan pozitívan befolyásolta a CO₂-kibocsátást. A pénzügyi fejlettségre az emisszió egy kezdeti kiugrás után csökkenéssel reagál, vagyis hosszú távon a pénzügyi fejlettség mérsékeli a CO₂-kibocsátást. A hitelek bővülése és a pénzügyi szolgáltatások könnyebb elérhetősége fedezetet nyújthat olyan eszközök, gépek beszerzésére, amelyek energiatakarékosak és alacsonyabb károsanyag-kibocsátással járnak.

4. Következtetések

Tanulmányunkban a környezeti Kuznets-görbe magyarországi létezésére kerestünk bizonyítékokat, és formájának beazonosítását tűztük ki célul. A CO₂-kibocsátás és a gazdasági növekedés kapcsolatának vizsgálatába bevontuk kontrollváltozóként a villamosenergia-felhasználást, az urbanizációt és a pénzügyi fejlettséget, ezek eltérő rendű integráltsága miatt ARDL-moddal végeztük el a kointegrációs kapcsolatok tesztelését. Elemzésünk rávilágított arra, hogy Magyarországon az 1982 és 2016 közötti időszakra a gazdasági növekedés és a CO₂-kibocsátás közötti összefüggés nem fordított U-alakú görbét, hanem fordított N-alakot vesz fel. A gazdaság egy korai szakaszában a CO₂-kibocsátás csökkenésnek indult, de amint elérte az első jövedelmi fordulópontot, növekedni kezdett a második fordulópontig, ami után újra csökkent. A növekedés a CO₂-kibocsátásban tehát csak ideiglenes volt. A köbös modellből az is kiolvasható, hogy Magyarországon a villamosenergia-felhasználás és a városok terjedése is fokozott terhet rótt a környezetre, míg a pénzügyi fejlettség mérsékelt a CO₂-kibocsátást. A legnagyobb hatás a gazdasági növekedésen túl a villamosenergia-felhasználásnak tulajdonítható. Úgy gondoljuk, érdemes nagyobb figyelmet szentelni az energiatakarékos és hatékonyságot előtérbe helyező villamos energiát használó műszaki megoldásoknak a környezet védelme érdekében. Eredményünk szerint üdvözlendőek azok a lehetőségek, amelyek a városok számának gyarapodását fékezni tudják, például a vidéki életmódot népszerűsítő ún. falusi otthontelepítési kedvezmény, amely kifejezetten a kistelepüléseken letelepedni vágyó családokat segíti, és modellünk szerint még környezettudatos megoldás is. A pénzügyi

fejlettség jótékony hatását sikerült igazolnunk, amely szerint a pénzügyi termékek palettájának bővülése és a pénzügyi szolgáltatások elérhetőségének javulása hozzájárulhat olyan termékek és szolgáltatások elterjedéséhez, amelyek a környezet állapotának megőrzése és javulása szempontjából előnyösek.

Függelék

A kiterjesztett Dickey–Fuller- és a Zivot–Andrews-egységgyöktesztek eredményei
(Results of the augmented Dickey–Fuller and Zivot–Andrews unit root tests)

Változó	Kiterjesztett Dickey–Fuller-teszt		Zivot–Andrews-teszt	
	<i>t</i> -statisztika	Valószínűségi érték	<i>t</i> -statisztika	Strukturális törés éve
$\ln CO_{2t}$	–2,2766	0,4330	–2,335	1990
$\Delta \ln CO_{2t}$	–3,3634*	0,0756	–4,871***	1993
$\ln GDP_t$	–2,7808	0,2143	–6,471***	1991
$\Delta \ln GDP_t$	–4,3984***	0,0079	–4,713	1994
$\ln EC_t$	–2,5910	0,2865	–4,643	1991
$\Delta \ln EC_t$	–3,1181	0,1199	–5,812***	1994
$\ln URB_t$	–2,1169	0,5167	–7,190***	1989
$\Delta \ln URB_t$	–4,3701***	0,0087	–8,484***	1992
$\ln FD_t$	–4,0996**	0,0166	–2,442	1991
$\Delta \ln FD_t$	–2,0619	0,5418	–5,622***	1996

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Irodalom

- ABID, M. [2017]: Does economic, financial and institutional developments matter for environmental quality? A comparative analysis of EU and MEA countries. *Journal of Environmental Management*. Vol. 188. March. pp. 183–194. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvman.2016.12.007>
- AL-MULALI, U. – SABOORI, B. – OZTURK, I. [2015]: Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam. *Energy Policy*. Vol. 76. January. pp. 123–131. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2014.11.019>
- ANDREONI, J. – LEVINSON, A. [2001]: The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics*. Vol. 80. No. 2. pp. 269–286. [http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727\(00\)00110-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00110-9)
- APERGIS, N. – PAYNE, J. [2009]: Energy consumption and economic growth in Central America: Evidence from a panel cointegration and error correction model. *Energy Economics*. Vol. 31. No. 2. pp. 211–216. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2008.09.002>

- ARMENAU, D. – VINTILA, G. – ANDREI, J. V. – GHERGHINA, S. C. – DRĂGOI, M. C. – TEODOR, C. [2018]: Exploring the link between environmental pollution and economic growth in EU-28 countries: Is there an environmental Kuznets curve? *PLoS One*. Vol. 13. No. 5. <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0195708>
- ATICI, C. [2009]: Carbon emissions in Central and Eastern Europe: Environmental Kuznets curve and implications for sustainable development. *Sustainable Development*. Vol. 17. Issue 3. pp. 155–160. <http://dx.doi.org/10.1002/sd.372>
- BARTUS T. [2019]: A szignifikanciatesztet elhagyni nem kell félnetek, jó lesz, ha a p -értéket újraértelmezzük. *Statisztikai Szemle*. 97. évf. 8. sz. 799–806. old. <https://doi.org/10.20311/stat2019.8.hu0799>
- BECKERMAN, W. [1992]: Economic growth and the environment- Whose growth whose environment. *World Development*. Vol. 20. Issue 4. pp. 481–496. [http://dx.doi.org/10.1016/0305-750X\(92\)90038-W](http://dx.doi.org/10.1016/0305-750X(92)90038-W)
- BELUSZKY P. – GYŐRI R. [2006]: Ez a falu város! *Tér és Társadalom*. 20. évf. 2. sz. 65–81. old. <https://doi.org/10.17649/TET.20.2.1054>
- BERLINGER E. – LOVAS A. [2015]: Fenntarthatóság és növekedés. A Stern-jelentés és az irányított technológiaváltás modellje. *Külgazdaság*. 59. évf. 7–8. sz. 65–81. old.
- BORGHESI, S. [1999]: The environmental Kuznets curve: A survey of the literature. *SSRN Electronic Journal*. 20 February. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.200556>
- BÖLÜK, G. – MERT, M. [2015]: The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: An ARDL approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. Vol. 52. December. pp. 587–595. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.138>
- BROWN, R. – DURBIN, L. J. – EVANS, J. M. [1975]: Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*. Vol. 37. Issue 2. pp. 149–192. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- CAYLA, J. M. – MAIZI, N. – MARCHAND, C. [2011]: The role of income in energy consumption behaviour: Evidence from French households data. *Energy Policy*. Vol. 39. No. 12. pp. 7874–7883. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2011.09.036>
- CHEN, W. J. [2012]: The relationships of carbon dioxide emissions and income in a newly industrialized country. *Applied Economics*. Vol. 44. Issue 13. pp. 1621–1630. <https://doi.org/10.1080/00036846.2010.548786>
- COLE, M. A. – ELLIOTT, R. J. R. [2003]. Determining the trade-environment composition effect: The role of capital, labor and environmental regulations. *Journal of Environmental Economics and Management*. Vol. 46. Issue 3. pp. 363–383. [https://doi.org/10.1016/S0095-0696\(03\)00021-4](https://doi.org/10.1016/S0095-0696(03)00021-4)
- CULAS, R. J. [2012]: REDD and forest transition: Tunneling through the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*. Vol. 79. July. pp. 44–51. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2012.04.015>
- DINDA, S. [2004]: Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*. Vol. 49. No. 4. pp. 431–455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- DOGAN, E. – SEKER, F. [2016]: Determinants of CO2 emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy. *Renewable Energy*. Vol. 94. August. pp. 429–439. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2016.03.078>

- GALE, L. – MENDEZ, J. [1998]: The empirical relationship between trade, growth and the environment. *International Review of Economics & Finance*. Vol. 7. No. 1. pp. 53–61. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)80016-1](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)80016-1)
- GALEOTTI, M. – LANZA, A. – PAULI, F. [2006]: Reassessing the environmental Kuznets curve for CO2 emissions: A robustness exercise. *Ecological Economics*. Vol. 57. No. 1. pp. 152–163. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2005.03.031>
- GALLI, R. [1998]: The relationship between energy intensity and income levels: Forecasting long term energy demand in Asian emerging countries. *The Energy Journal*. Vol. 19. No. 4. pp. 85–105. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol19-No4-4>
- GANGADHARAN, L. – VALENZUELA, M. R. [2001]: Interrelationships between income, health and the environment: Extending the environmental Kuznets curve hypothesis. *Ecological Economics*. Vol. 36. No. 3. pp. 513–531. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(00\)00250-0](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(00)00250-0)
- GGDC (GRONINGEN GROWTH AND DEVELOPMENT CENTRE) [2018]: *Data for Hungary – GDP*. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
- GROSSMAN, G. M. – KRUEGER, A. [1995]: Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110. No. 2. pp. 353–377. <https://doi.org/10.2307/2118443>
- HARBAUGH, W. T. – LEVINSON, A. – WILSON, D. M. [2002]: Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. *Review of Economics and Statistics*. Vol. 84. No. 3. pp. 541–551. <https://doi.org/10.1162/003465302320259538>
- HORVATH, B. – MALLINGUH, E. – FOGARASSY, C. [2018]: Designing business solutions for plastic waste management to enhance circular transitions in Kenya. *Sustainability*. Vol. 10. No. 5. pp. 1664. <https://doi.org/10.3390/su10051664>
- HEIDARI, H. – SAEIDPOUR, L. – KATIRCIOGLU, S. T. [2015]: Economic growth, CO2 emissions, and energy consumption in the five ASEAN countries. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*. Vol. 64. January. pp. 785–791. <https://doi.org/10.1016/j.ijepes.2014.07.081>
- HOVE, S – TURSOY, T. [2019]: An investigation of the environmental Kuznets curve in emerging economies. *Journal of Cleaner Production*. Vol. 236. 1 November. No. 117628. pp. 117–628. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.117628>
- IMF (INTERNATIONAL MONETARY FUND) [2020]: *Financial Development Index Database*. <https://data.imf.org/?sk=F8032E80-B36C-43B1-AC26-493C5B1CD33B>
- IWATA, H. – OKADA, K. – SAMRETH, S. [2010]: Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO2 in France: The role of nuclear energy. *Energy Policy*. Vol. 38. Issue 8. pp. 4057–4063.
- JALIL, A. – MAHMUD, S. F. [2009]: Environment Kuznets curve for CO2 emissions: A cointegration analysis for China. *Energy Policy*. Vol. 37. No. 12. pp. 5167–5172. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.07.044>
- JEBLI, M. B. – YOUSSEF, S. B. [2016]: Renewable energy consumption and agriculture: Evidence for cointegration and Granger causality for Tunisian economy. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*. Vol. 24. No. 2. pp. 149–158. <https://doi.org/10.1080/13504509.2016.1196467>
- JIANG, C. – MA, X. [2019]: The impact of financial development on carbon emissions. *Sustainability*. Vol. 11. No. 19. p. 5241. <https://doi.org/10.3390/su11195241>

- KAIS, S. – SAMI, H. [2016]: An econometric study of the impact of economic growth and energy use on carbon emissions: Panel data evidence from fifty eight countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*. Vol. 59. June. pp. 1101–1110. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.01.054>
- KASMAN, A. – DUMAN, Y. S. [2015]: CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: A panel data analysis. *Economic Modelling*. Vol. 44. January. pp. 97–103. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.022>
- KOOP, G. [1994]: Parameter uncertainty and impulse response analysis. *Journal of Econometrics*. Vol. 72. Nos. 1–2. pp. 135–149. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\[94\]01717-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076[94]01717-4)
- KOVÁCS Z. [2009]: Az urbanizáció keresztútja Kelet-Közép-Európában. *Változó Föld, változó társadalom, változó ismeretszerzés*. 460. sz. 44–51. old. <https://core.ac.uk/download/pdf/229399471.pdf>
- KSH (KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL) [2015]: *Magyarország településhálózata – 2. Városok-falvak*. Budapest. https://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/mo_telepuleshalozata/varosok_falvak.pdf
- KSH [2019]: *Környezeti helyzetkép*. Budapest. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/kornyhelyzetkep18.pdf>
- KSH [2020]: *Helységnévtár*. Budapest. http://www.ksh.hu/apps/hntr.egyeb?p_lang=HU&p_sablon=LETOLTES
- KUZNETS, S. [1955]: Economic growth and income inequality. *American Economic Review*. Vol. 49. No. 1. pp. 1–28.
- LAZÁR, D. – MINEA, A. – PURCEL, A. A. [2019]: Pollution and economic growth: Evidence from Central and Eastern European countries. *Energy Economics*. Vol. 81. June. pp. 1121–1131. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.05.011>
- LÓPEZ-MENÉNDEZ, A. J. – CUARTAS, B. M. – SUAREZ, R. P. [2014]: Environmental costs and renewable energy: Re-visiting the environmental Kuznets curve. *Journal of Environmental Management*. Vol. 145. No. 1. pp. 368–373. <https://10.1016/j.jenvman.2014.07.017>
- MEKH (MAGYAR ENERGIA ÉS KÖZMŰ-SZABÁLYOZÁS HIVATAL) [2018]: *A magyar villamosenergia-rendszer 2018. évi adatai*. Budapest. http://www.mekh.hu/download/6/de/b0000/a_magyar_villamosenergia_rendszer_2018_evi_adatai.pdf
- MÁK F. [2011]: Egységgyöktesztek alkalmazása strukturális törések mellett a hazai benzinár példáján. *Statistikai Szemle*. 89. évf. 5. sz. 545–573. old.
- MANDORA TANÁCSADÓ KFT. [2013]: *Urbanizáció Magyarországon*. <http://www.mandora.hu/node/487>
- MAZUR, A. – PHUTKARADZE, Z. – PHUTKARADZE, J. [2015]: Economic growth and environmental quality in the European Union countries – Is there evidence for the environmental Kuznets curve? *International Journal of Management and Economics*. No. 45. Issue 1. pp. 108–126. <https://doi.org/10.1515/ijme-2015-0018>
- MEDLOCK, K. – SOLIGO, R. [2001]: Economic development and end-use energy demand. *The Energy Journal*. Vol. 22. No. 2. pp. 77–105. <https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol22-No2-4>
- MITIĆ, P. – KRESOJA, M. – MINOVIĆ, J. [2019]: A literature survey of the environmental Kuznets curve. *Energy Procedia*. Vol. 5. pp. 1322–1325. <https://doi.org/10.1016/j.egypro.2011.03.229>

- MOOSA, I. A. [2017]: The econometrics of the environmental Kuznets curve: An illustration using Australian CO₂ emissions. *Applied Economics*. Vol. 49. No. 49. pp. 4927–4945. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1296552>
- NARAYAN, P. – NARAYAN, S. [2010]: Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. *Applied Energy*. Vol. 87. No. 1. pp. 356–361. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037>
- NASIR, M. – REHMAN, F. U. [2011]: Environmental Kuznets curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation. *Energy Policy*. Vol. 39. Issue 3. pp. 1857–1864. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.01.025>
- NÉMETH-DURKÓ E. [2019]: *A környezeti Kuznets-görbe. Műhelytanulmány*. Budapesti Corvinus Egyetem Befektetések és Vállalati Pénzügy Tanszék. Budapest. <http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/4242/>
- NFM (NEMZETI FEJLESZTÉSI MINISZTERIUM) [2012]: *Nemzeti energiastratégia 2030*. <https://2010-2014.kormany.hu/download/4/f8/70000/Nemzeti%20Energiastrat%C3%A9gia%202030%20teljes%20v%C3%A1ltozat.pdf>
- OZTURK, I. – ACARAVCI, A. [2010]: The causal relationship between energy consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL bound testing approach. *Applied Energy*. Vol. 87. Issue 6. pp. 1938–1943. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.10.010>
- PABLO-ROMERO, M. P. – SÁNCHEZ-BRAZA, A. [2017]: Residential energy environmental Kuznets curve in the EU-28. *Energy*. Vol. 125. No. 4. pp. 44–54. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.02.091>
- PANAYOTOU, T. [1997]: Demystifying the environmental Kuznets curve: Turning a black box into a policy tool. *Environment Development Economics*. Vol. 2. No. 4. pp. 465–484. <https://doi.org/10.1017/S1355770X97000259>
- PATA, U. K. [2018]: Renewable energy consumption, urbanization, financial development, income and CO₂ emissions in Turkey: Testing EKC hypothesis with structural breaks. *Journal of Cleaner Production*. Vol. 187. 20 June. pp. 770–779. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.03.236>
- PERMAN, R. – STERN, D. I. [2003]: Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental Kuznets curve does not exist. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. Vol. 47. No. 3. pp. 325–347. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.00216>
- PERRON, P. [1989]: The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*. Vol. 57. No. 6. pp. 1361–1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- PESARAN, M. H. – SHIN, Y. [1998]: Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*. Vol. 58. No. 1. pp. 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- PESARAN, M. H. – SHIN, Y. – SMITH, R. [2001]: Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 16. Issue 3. pp. 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- POZSONYI P. – SZÖKÉNÉ BOROS ZS. [2020]: Nemzeti jövedelem, gazdasági növekedés. *Statistikai Szemle*. 98. évf. 6. sz. 665–684. old. <https://doi.org/10.20311/stat2020.6.hu0665>

- RAHMAN, M. M. – KASHEM, M. A. [2017]: Carbon emissions, energy consumption and industrial growth in Bangladesh: Empirical evidence from ARDL cointegration and Granger causality analysis. *Energy Policy*. Vol. 110. November. pp. 600–608. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.09.006>
- ROCA, J. [2003]: Do individual preferences explain the environmental Kuznets curve? *Ecological Economics*. Vol. 45. No. 1. pp. 3–10. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(02\)00263-X](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(02)00263-X)
- ROMERO-ÁVILA, D. [2008]: Public finances and long-term growth in Europe: Evidence from a panel data analysis. *European Journal of Political Economy*. Vol. 24. No. 1. pp. 172–191. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2007.06.008>
- SADORSKY, P. [2010]: The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*. Vol. 38. No. 5. pp. 2528–2535. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.12.048>
- SARKODIE, S. A. – STREZOV, V. [2018]: Empirical study of the environmental Kuznets curve and environmental sustainability curve hypothesis for Australia, China, Ghana and USA. *Journal of Cleaner Production*. Vol. 201. No. 10. pp. 98–110. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.08.039>
- SÁVAI M. [2019]: A visegrádi országok kormányzati kiadásai és a versenyképesség hosszú távú kapcsolata. *Statistikai Szemle*. 97. évf. 3. sz. 241–268. old. <https://doi.org/10.20311/stat2019.3.hu0241>
- SHAHBAZ, M. – HOANG, T. H. V. – MAHALIK, M. K. – ROUBAUD, D. [2017]: Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from nonlinear and asymmetric analysis. *Energy Economics*. Vol. 63. March. pp. 199–212. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.023>
- SHAHBAZ, M. – SHAHZAD, J. – MAHALIK, M. K. – ZAKARIA, M. [2018]: The energy consumption and economic growth nexus in top ten energy-consuming countries: Fresh evidence from using the quantile-on-quantile approach. *Energy Economics*. Vol. 71. March. pp. 321–331. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.023>
- SHAHBAZ, M. – SOLARIN, S. A. – MAHMOOD, H. – AROURI, M. [2013]: Does financial development reduce CO2 emissions in Malaysian economy? A time series analysis. *Economic Modelling*. Vol. 35. September. pp. 145–152. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.037>
- SHAHBAZ, M. – HAOUAS, I. – HOANG, T. H. V. [2019]: Economic growth and environmental degradation in Vietnam: Is the environmental Kuznets curve a complete picture? *Emerging Markets Review*. Vol. 38. March. pp. 197–218. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.12.006>
- STERN, D. I. [2003]: The environmental Kuznets curve. *Internet Encyclopaedia of Ecological Economics, International Society for Ecological Economics*. <http://isecoeco.org/pdf/stern.pdf>
- STIGLITZ, J. E. [2012]: *The Price of Inequality*. W.W. Norton & Co. New York.
- SVIRYDZENKA, K. [2016]: *Introducing a New Broad-based Index of Financial Development*. IMF Working papers. WP/16/5. <https://doi.org/10.5089/9781513583709.001>
- TORRAS, M. – BOYCE, J. K. [1998]: Income, inequality, and pollution: A reassessment of the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*. Vol. 25. Issue 2. pp. 147–160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)

- TÓTH T. – BENKŐ D. [2018]: Egyenlőtlenség és gazdasági növekedés. *Hitelintézeti Szemle*. 17. évf. 1. sz. 177–184. old.
- VAROSSANYILVANITAS.HU [2017]: *Hazai gyakorlat*. <http://varossanyilvanitas.hu/hazai-gyakorlat.html>
- VASSILEVA, I. – CAMPILLO, J. [2014]: Increasing energy efficiency in low-income households through targeting awareness and behavioral change. *Renewable Energy*. Vol. 67. July. pp. 59–63. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2013.11.046>
- WAHEED, M – ALAM, T. – GHOURI, S. P. [2006]: *Structural breaks and unit root: Evidence from Pakistani macroeconomic time series*. MPRA Paper. No. 1797. Munich Personal RePEc Archive. Munich. https://mpa.ub.uni-muenchen.de/1797/1/MPRA_paper_1797.pdf
- WOOLDRIDGE, J. M. [2012]: *Introductory Econometrics*. Cengage Learning Inc. Florence.
- WORLD BANK [2018a]: *CO₂ Emissions (kt) – Hungary*. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Environmental Sciences Division, Oak Ridge National Laboratory. Oak Ridge. <https://data.worldbank.org/indicator/EN.ATM.CO2E.KT?locations=HU>
- WORLD BANK [2018b]: *Population, Total – Hungary*. <https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL?locations=HU>
- YORK, R. – DIETZ, T. – ROSA, E. A. [2003]: Footprints on the Earth: The environmental consequences of modernity. *American Sociological Review*. Vol. 68. No. 2. pp. 279–300. <https://doi.org/10.2307/1519769>
- ZIVOT, E. – ANDREWS, D. [1992]: Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 10. No. 3. pp. 251–270. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>